chinaXiv:202104.00001v1

规范错觉对外出就餐中食物浪费的影响：心理机制与应对策略*

陈思静 [1]　濮雪丽 [1]　朱玥 [2]　汪　昊 [1]　刘建伟 [1]

([1] 浙江科技学院经济与管理学院, 杭州 310023) ([2] 浙江工商大学工商管理学院, 杭州 310018)

摘要 规范错觉是指个体的规范感知与实际存在于群体中的社会规范之间存在差异，规范错觉影响了社会生活的方方面面。对 957 份问卷调查的分析显示，人们普遍高估了他人的食物浪费（行为错觉）以及对浪费的赞同程度（态度错觉），而这两种错觉又加剧了人们自身的浪费行为。中介效应检验显示，印象管理中的社交性维度部分中介了两种错觉与浪费行为间的关系。两个随机对照实验进一步检验了描述性（命令性）规范信息对行为（态度）错觉的影响，结果发现，描述性规范信息降低了行为错觉，并通过社交性减少了浪费行为；而命令性规范信息并不改变态度错觉本身，但通过降低态度错觉对浪费的影响而减少了浪费行为。上述结果意味着两种规范信息尽管高度相似，但其作用机制却可能不同，同时这一发现也为政策制定者提出了两种干预途径。

关键词 规范错觉，社会规范，食物浪费，印象管理，描述性规范，命令性规范

分类号 B849: C91

1 前言

习近平总书记近日对制止餐饮浪费行为做出重要指示：“餐饮浪费现象，触目惊心、令人痛心！”事实上，消费端食物浪费已成为全球问题，并引起各国学者和政策制定者的关注（张丹等, 2016; Schanes et al., 2018）。尽管受到统计技术的限制，目前我们尚无法准确估算全球范围内每年有多少食物在消费端被浪费了（FAO, 2019），但现有文献可以提供一个参考。例如，仅在 2010 年，发生在美国消费端的食物浪费就为 6000 万吨（Buzby et al., 2014）。尽管中国从 2013 年起大力提倡“光盘行动”，但收效并不尽如人意（王志刚等, 2018），并且随着外出就餐人数的持续上升，浪费情况变得愈发严重（张盼盼等, 2019），如 Liu 等（2016）发现，2014 年北京在校学生人均浪费的食物为 130 克/餐，占学校所提供的食物总量的 21%；而 Wang 等（2017）对中国 195 家餐馆的调查显示，人均每餐浪费的食物约为 93 克。因此，如何在消费者层面上减缓和杜绝食物浪费已成为社会科学中的重要议题。

收稿日期：2020-11-16

* 国家自然科学基金项目(71701185), 浙江省软科学项目(2020C35020)资助。

通信作者：陈思静, E-mail: chensijing@zust.edu.cn

食物浪费受到个人、文化、经济和政治等多种因素的影响（Pearson et al., 2013），近来还有学者尝试从社会规范（social norm）的视角去研究如何杜绝食物浪费（e. g., Schmidt, 2016; Stöckli et al., 2018），因为减少食物浪费是一种典型的集体行动，即个体需在当前付出一定的努力，但结果却取决于所有成员的共同行动，因此收益具有不确定性且需较长时间才能产生（Vlek & Keren, 1992），在这种情况下，社会规范往往能有效发挥作用（Lapinski et al., 2007）。值得注意的是，社会规范存在于集体与个体两个层面（Rimal & Lapinski, 2015），而这两个层面上的社会规范经常出现不一致的情况，即所谓的规范错觉（normative misperception），在这种情况下个体所感知到的规范与实际存在于群体中的规范之间存在差异（Chumg et al., 2020）。Park 等（2011）指出，当个体错估群体中某个态度和/或行为的收益时，就会发生规范错觉，而规范错觉广泛地影响一系列行为（Prentice & Miller, 1993），如亲环境行为（Chumg et al., 2020）、物质使用（Kenney et al., 2019）或性行为（Testa et al., 2020）等。目前尚无研究从规范错觉的角度来考察食物浪费，本文拟从该角度来探讨人们外出就餐过程中食物浪费的成因与对策，从而为现有文献提供有益补充。选择外出就餐中的食物浪费作为本文的考察对象主要基于以下原因：1）从规范视角来考察食物浪费的现有研究主要集中在家庭食物浪费（e.g., Graham-Rowe et al., 2015; Qi & Roe, 2016; Schmidt, 2016），而对发生在外出就餐过程中的浪费现象关注相对较少；2）Finkelstein（1989）指出，外出就餐不仅是为了维持身体机能的正常运行，更是一种通过展示自我而维系人际关系的有效手段，因此，有理由预期社会规范在这一领域会发挥更有效的作用。根据 Warde 和 Martens（2000）的定义，本文中外出就餐指的是烹制与消费过程均发生于家庭环境以外的饮食行为，包括发生在餐馆、食堂、摊位、甜品小吃店和公司等场所的就餐行为。

正如社会规范包括描述性规范（descriptive norm，即人们在某一方面的普遍行为模式）和命令性规范（injunctive norm，即人们对某一行为普遍所持赞许或反对的态度）（Cialdini et al., 1991），规范错觉也包括对描述性规范的错觉和对命令性规范的错觉（Blanton et al., 2008）：前者指的是人们对某一行为普遍程度的错误估计，如 Garnett 等（2015）发现，大学生通常高估了同龄人的饮酒量；后者指的是个体误解了群体对某一行为的接受或赞同程度，如 Schroeder 和 Prentice（1998）注意到，大学生通常高估同龄人对饮酒的接受度。值得注意的是，Prentice 和 Miller（1993）、Blanton 等（2008）以及 Soroa-Koury 和 Yang（2010）均指出，规范错觉不仅是一种不正确的规范感知，而且是一种有偏差的规范感知，也就是说，人们通常系统性地高估了某种行为或态度的普遍程度。基于对上述文献的回顾，本文主要考察

chinaXiv:202104.00001v1

人们对他人行为/态度的高估如何影响自身的食物浪费行为及其应对策略。为方便行文，下文将个体对他人行为和态度的普遍程度的高估分别称为行为错觉和态度错觉[1]。

规范错觉影响了社会生活的方方面面（Prentice & Miller, 1996），如 Prentice 和 Miller（1993）发现男性大学生对他人饮酒接受程度的高估导致其增加了饮酒行为；而 Miyajima 和 Yamaguchi（2017）针对日本男性休产假的研究也发现了类似的现象：以为他人比自己更无法接受休产假是日本已婚男性中的一种普遍错觉，而这种错觉又导致他们无法主动要求休产假，从而形成规范错觉的恶性循环（van Grootel et al., 2018）。我们推测在食物浪费中同样存在类似现象：人们错误地高估了大多数人的食物浪费行为和态度，这种错觉又反过来加剧了个体的浪费，从而形成恶性循环。基于上述推理，本文提出以下假设：

H1：人们普遍高估他人的食物浪费。

H2：人们普遍高估他人对食物浪费的赞同程度。

H3：行为错觉和态度错觉与食物浪费之间均存在显著正相关。

目前，学者多从人际互动与印象管理的角度去解释规范错觉（Geiger & Swim, 2016）：违反群体规范可能为自身招致负面后果，为了保持自身的良好形象，个体倾向于身体力行某个规范，尽管他们在私底下并不赞同（Willer et al., 2009）。而在人际互动中，人们通常根据温暖（warmth，人们在社交中表现出来的良善特质）与能力（competence，人们完成预期目标的本领）两个基本维度来形成对他人的印象（Fiske et al., 2007），比如在餐馆点菜过少可能会被认为是因为贫穷（能力维度）或吝啬（温暖维度）。后续研究认为温暖可进一步分为社交性（sociability，以友好的方式对待他人）和道德（morality，以正确和有原则的方式对待他人）两个子维度（de Kwaadsteniet, 2019），而程婕婷等（2015）的研究证实包含道德、社交性和能力的三维度结构优于包含温暖和能力的二维度结构，因此本文采用三维度结构来检验印象管理对食物浪费的影响。在这三个维度中，我们推测社交性和能力这两个维度显著影响了食物浪费，而道德这一维度则无甚影响，因为正如王灵恩等（2015）指出，食物浪费往往和虚荣心或攀比心理有关。换言之，人们一方面错误地高估了他人的食物浪费以及对此行为的赞同程度，另一方面，由于担心违反上述规范会给自己的社交性和能力评价造成负面影响，因此无法有效地在社交场合主动杜绝食物浪费。由此，我们提出第四个假设：

[1] 现有文献通常也将系统性地高估他人对某一行为的态度这一现象称为人众无知（pluralistic ignorance）（Blanton et al., 2008），出于方便行文的考虑，本文仍将上述现象称之为态度错觉，从而与行为错觉、规范错觉等概念对应起来。

chinaXiv:202104.00001v1

H4：社交性与能力评价中介了两种错觉与食物浪费，而道德评价的中介作用不显著。

常用于减少食物浪费的方法之一是信息干预，包括规范性信息干预（e. g., Hamerman et al., 2018）和非规范性信息干预（e. g., 张盼盼等, 2018），前者常用来减缓规范错觉对行为的负面影响，因而本文集中探讨规范性信息对减少食物浪费的作用。另外，尽管先前文献证实了规范信息提示有助于减缓规范错觉对行为的负面作用（Geiger & Swim, 2016; Sokoloski et al., 2018），但上述影响的作用机制目前尚不清楚。基于 Schroeder 和 Prentice（1998）的研究，我们认为可能存在两种机制：1）规范性信息披露了存在于群体中的真实规范，降低了个体的规范错觉，从而减少了其对行为的有害影响；2）规范性信息对规范错觉本身并无影响，但改变了规范错觉与行为之间的关系。更为重要的是，目前尚无研究直接比较行为错觉和态度错觉对行为的影响，而且我们同样不清楚的是，当分别对这两种错觉进行规范提示时，规范性信息对不同的错觉是否具有相似的影响和机制（Blanton et al., 2008）。本文后半部分将详细探讨这些问题。概括而言，本文共包含两个研究：研究 1 主要基于问卷调查，目的在于验证假设 1~4；研究 2 包含 1 个预实验和 2 个正式实验，旨在考察规范性信息影响两种错觉和浪费行为的心理机制。最后，我们讨论了本研究的理论与政策意义。

2 研究 1：行为错觉与态度错觉对食物浪费的影响

2.1 被试

在全国范围内选取了西、中、东部地区各两个省份作为调查地，以配额抽样的方式按各省人口比例确定抽样数量，通过在线问卷调查平台“问卷星”向这 6 个省份共投放了 1000 份问卷，剔除无效问卷后，得到有效问卷 957 份，有效回收率为 95.7%。有效问卷在各地区的分布如表 1 所示，被试平均年龄 $M = 34.31$，$SD = 13.10$，其中女性被试占 48.00%。

表 1 各省份发放和回收样本数

地区	省份	有效样本数	所占比例	有效回收率
西部（270）	四川（184）	175	18.29%	95.11%
	陕西 （86）	79	8.25%	91.86%
中部（320）	湖北（122）	117	12.23%	95.90%
	河南（198）	188	19.64%	94.95%
东部（410）	浙江（148）	146	15.26%	98.65%
	山东（262）	252	26.33%	96.18%
总计	1000	957	100%	95.70%

2.2 变量与研究工具

chinaXiv:202104.00001v1

自变量 我们用 5 个改编自 Lapinski 等（2007）的题项（5 点计分，1 表示完全不同意，5 表示完全同意）测量了被试的日常食物浪费行为以及被试眼中大多数人的日常食物浪费行为，如“我外出就餐时常常超量点菜”（自我行为题项，简称 BM）和“大多数人外出就餐时常常超量点菜”（他人行为题项，简称 BO），详见附录 1。5 个 BM（Cronbach’s α = 0.74）的平均分即为 BM 得分，而 5 个 BO（Cronbach’s α = 0.81）的平均分即为 BO 得分。类似地，我们基于现有研究（Lapinski et al., 2007; Miyajima & Yamaguchi, 2017）测量了被试对食物浪费行为以及被试眼中大多数人对食物浪费行为的赞同程度，共计 5 个题项（5 点计分，1 表示完全不赞同，5 表示完全赞同），如“我对外出就餐时超量点菜持…态度”（自我态度题项，简称 AM）和“大多数人对外出就餐时超量点菜持…态度”（他人态度题项，简称 AO），详见附录 2。5 个 AM（Cronbach’s α = 0.75）的平均分为 AM 得分，而 5 个 AO（Cronbach’s α = 0.84）的平均分为 AO 得分。用 Mplus8.3 进行验证性因子分析显示上述四个变量的单因子模型拟合均可接受（χ^2/df = 1.75~6.81，CFI = 0.984~0.997，TLI = 0.967~0.995，RMSEA = 0.028~0.078，SRMR = 0.011~0.021）。根据 Duong 和 Parker（2018）与 Sandstrom 等（2013）的建议，所有被试的 BM 和 AM 得分的平均值（M_{BM} 和 M_{AM}）可分别看作实际存在于群体中的描述性规范和命令性规范，而每个被试的 BO 和 AO 得分分别代表了被试在个人层面上对描述性规范和命令性规范的感知，两者间的差值即是规范错觉。简言之，研究 1 的自变量，即两种规范错觉的操作定义如下：行为错觉 = BO – M_{BM}；态度错觉 = AO – M_{AM}。

因变量 研究 1 的因变量为被试在最近一次外出就餐中的食物浪费量（Cronbach’s α = 0.88）。测量题项改编自 Stancu 等（2016）：我们要求被试从 0%~100%中选取一个百分数估计在最近一次外出就餐时所浪费的食物、主食、牛奶与奶制品、蔬菜水果以及肉类与水产的比例。CFA 显示单因子模型拟合良好（χ^2/df = 2.00，CFI = 0.999，TLI = 0.996，RMSEA = 0.032，SRMR = 0.006）。

中介变量 研究 1 的中介变量为印象评价的三个维度：社交性（Cronbach’s α = 0.92）、道德（Cronbach’s α = 0.90）和能力（Cronbach’s α = 0.93）。测量题项改编自程婕婷等（2015）和 de Kwaadsteniet 等（2019）：如果我外出就餐时表现节约的话，别人会认为我：讨人喜欢、善解人意、友善亲和、乐于助人（社交性维度）、耿直坦率、有责任心、有原则、可信赖（道德维度）、有能力、机智聪明、高效和善于思考（能力维度）。用 1~5 表示产生这种印象的可能性，数字越大表示可能性越高。CFA 显示该三因子模型拟合度良好（χ^2/df = 2.57，CFI = 0.991，TLI = 0.988，RMSEA = 0.040，SRMR = 0.017），且显著优于社交性和道德合并后的二因子模型（$\Delta\chi^2/df$ = 1174.50，$p < 0.001$）及单因子模型（$\Delta\chi^2/df$ = 1570.38，$p < 0.001$）。

chinaXiv:202104.00001v1

控制变量 控制变量包括被试的性别、年龄、收入和教育程度。

标签变量 根据 Visschers 等（2016）的建议，将与上述变量不相关的变量“食物保质期知识”（Cronbach’s α = 0.81）设置为标签变量。标签变量包含 3 个题项，均为 5 点计分，1 表示完全不同意，5 表示完全同意，详见附录 3。为确保检验共同方法偏差时的敏感性，标签变量的呈现形式和打分方式与其他变量一致，并且测量时将包括标签变量在内的所有题项打乱顺序排列。

2.3 结果与讨论

我们首先检验了共同方法偏差问题。Harman 单因子法检验结果显示：未旋转得到的特征根大于 1 的因子共有 9 个，未旋转得到的第一个因子的变异量为 25.85%，远低于 40%的临界标准。由于 Harman 单因子法存在对 CMV、CMB 变化不敏感的问题（汤丹丹, 温忠麟, 2020），我们还通过 Mplus8.3 使用标签变量法（CFA marker technique）进行了检验，基准模型和模型 C（$\Delta\chi^2/df = 2.60$，p = 0.110）、模型 U（$\Delta\chi^2/df = 0.92$，p = 0.600）均无显著差异，可以认为共同方法偏差很小或不存在。各变量的描述统计和相关系数如表 2 所示。

表 2 变量描述性统计与相关系数

变量	*M*	*SD*	1	2	3	4	5	6
1 行为错觉	0.74	0.77						
2 态度错觉	0.44	0.76	0.64***					
3 社交性	3.51	1.01	-0.40***	-0.46***				
4 道德	3.34	0.93	-0.11***	-0.13***	0.39***			
5 能力	3.32	1.03	-0.08*	-0.10**	0.33***	0.35***		
6 食物浪费量	16.53	15.35	0.34***	0.38***	-0.47***	-0.19***	-0.15***	
7 标签变量	3.21	1.19	0.03	0.01	0.04	0.04	-0.02	0.03

注：$N = 957$，$^{*}p < 0.05$，$^{**}p < 0.01$，$^{***}p < 0.001$。

配对样本（$N = 957$）的平均数差异检验显示，BM（$M = 2.49$，$SD = 0.70$）显著低于 BO（$M = 3.23$，$SD = 0.77$）（$t = -30.84$，$p < 0.001$，$d = 1.99$，95%C.I. = [-0.78，-0.69]），表明被试知觉到他人的食物浪费显著高于被试对自身浪费的评估；而 AM（$M = 2.41$，$SD = 0.60$）也显著低于 AO（$M = 2.85$，$SD = 0.76$）（$t = -20.89$，$p < 0.001$，$d = 1.35$，95%C.I. = [-0.49，-0.40]），表明被试认为他人对食物浪费态度持有的赞同态度也显著高于被试自身。进一步的

chinaXiv:202104.00001v1

比较显示，比起态度来，被试对他人行为的高估程度更严重（$t = 13.86$，$p < 0.001$，$d = 0.90$，95%C.I. = [0.25，0.33]）。

进一步检验两种错觉对社交性、道德和能力的影响，表 3 中两种错觉对社交性的影响均显著，态度错觉对道德的影响显著，行为错觉对道德的影响不显著，两种错觉对能力的影响均不显著。以食物浪费量为因变量、行为错觉和态度错觉为自变量，用层次回归对社交性、道德和能力这三个维度的中介效应进行检验，结果如表 4 所示。表 4 的 M_1 中，4 个控制变量可解释因变量变异的 1%，其中，教育（β = 0.37，$p = 0.002$，95%CI = [0.42，1.86]）和收入水平（β = 0.53，$p = 0.031$，95%CI = [0.11，2.19]）对食物浪费具有显著的正面影响，即教育程度和收入水平越高，浪费量越高。M_2 中，加入两个自变量使 R^2 增加了 0.16，行为错觉（β = 0.18，$p < 0.001$，95%CI = [2.09，5.16]）和态度错觉（β = 0.27，$p < 0.001$，95%CI = [3.87，6.93]）的主效应都显著，说明两种错觉都能显著影响食物浪费，可以解释因变量变异的 16%。这意味着人们越高估他人的食物浪费行为以及他人对食物浪费的接受程度，自身的食物浪费量也就越高。M_3 中，加入三个中介变量后 R^2 增加了 0.09，其中社交性的回归系数显著（β = -0.34，$p < 0.001$，95%CI = [-6.18，-4.03]），道德（β = -0.03，$p = 0.340$，$BF_{10} = 0.31$）和能力（β = -0.01，$p = 0.851$，$BF_{10} = 0.22$）的回归系数不显著，用 JASP0.13.1 计算了相应的贝叶斯因子，有中等程度的证据支持零假设（胡传鹏等, 2018）。M_3 中两种错觉的回归系数都下降了但仍显著，说明社交性起到了部分中介作用。进一步用 Preacher 和 Hayes（2004）所开发的 PROCESS3.5 检验中介效应（Bootstrap $N = 5000$，Model = 4），为降低共线性及方便比较，将各变量进行了标准化处理，结果如表 5 所示：两种错觉对浪费的直接效应均显著，通过社交性影响浪费行为的间接效应也均显著（置信区间不包含 0），而通过道德或能力影响浪费的间接效应均不显著（置信区间包含 0），其中态度错觉的直接效应和间接效应均大于行为错觉。进一步用 Mplus8.3 检验两种错觉的差异，结果显示直接效应差异不显著（Estimate = -1.12，$SE = 1.50$，$p = 0.454$），但行为错觉通过社交性影响食物浪费量的间接效应显著小于态度错觉（Estimate = -1.27，$SE = 0.52$，$p = 0.014$）。

表 3 行为错觉和态度错觉对社交性、道德和能力的回归分析

因变量	自变量	*B*	*SE*	β	LLCI	ULCI
社交性	行为错觉	-0.23***	0.05	-0.18	-0.33	-0.14
（$R^2 = 0.23^{***}$）	态度错觉	-0.47***	0.05	-0.35	-0.56	-0.37
道德	行为错觉	-0.06	0.05	-0.05	-0.16	0.04
（$R^2 = 0.02^{***}$）	态度错觉	-0.12*	0.05	-0.10	-0.22	-0.02
能力	行为错觉	-0.04	0.06	-0.03	-0.15	0.07

chinaXiv:202104.00001v1

（$R^2 = 0.01^{**}$）	态度错觉	-0.11	0.06	-0.08	-0.22	0.003

注：$N = 957$，$^{*}p < 0.05$，$^{**}p < 0.01$，$^{***}p < 0.001$。

表 4 层次回归对主效应和中介效应的检验

效应	M1				M2				M3			
	b	*SE*	*t*	*p*	*B*	*SE*	*t*	*p*	*b*	*SE*	*t*	*p*
主效应												
行为错觉					3.62	0.78	4.63	<0.001	1.93	0.76	2.55	0.011
态度错觉					5.40	0.78	6.94	<0.001	3.20	0.77	4.18	<0.001
中介效应												
社交性									-5.10	0.55	-9.29	<0.001
道德									-0.49	0.52	-0.96	0.340
能力									-0.09	0.45	-0.19	0.851
控制变量												
性别	-1.04	1.01	-1.03	0.302	-1.07	0.92	-1.16	0.247	-1.22	0.87	-1.39	0.165
年龄	0.01	0.04	0.31	0.761	0.02	0.04	0.46	0.648	0.01	0.03	0.43	0.670
教育水平	1.14	0.37	3.12	0.002	1.26	0.34	3.72	<0.001	0.58	0.33	1.78	0.075
月收入	1.15	0.53	2.17	0.031	0.35	0.49	0.71	0.475	0.88	0.47	1.87	0.061
R^2	0.01^{*}				0.18^{***}				0.27^{***}			
ΔR^2					0.16^{***}				0.09^{***}			

注：$N = 957$，$^{*}p < 0.05$，$^{**}p < 0.01$，$^{***}p < 0.001$。

表 5 行为错觉和态度错觉对浪费行为的直接和间接效应

自变量	效应	效应值	*SE*	LLCI	ULCI
行为错觉（0.16）	直接效应	0.10	0.04	0.03	0.17
	间接效应（社交性）	0.06	0.02	0.03	0.09
	间接效应（道德）	0.002	0.003	-0.003	0.01
	间接效应（能力）	0.0001	0.004	-0.01	0.01
态度错觉（0.28）	直接效应	0.16	0.04	0.08	0.23
	间接效应（社交性）	0.12	0.02	0.08	0.16
	间接效应（道德）	0.003	0.004	-0.01	0.01
	间接效应（能力）	0.002	0.003	-0.01	0.01

注：括号内为总效应值。

chinaXiv:202104.00001v1

我们还检验了两种错觉对食物浪费的交互作用，以两种错觉及其交互项为自变量、食物浪费量为因变量做多元回归（$F = 62.23$，$p < 0.001$），结果显示，行为错觉（β = 0.17，$t = 4.17$，$p < 0.001$，95%CI = [0.09，0.25]）和态度错觉（β = 0.28，$t = 7.04$，$p < 0.001$，95%CI = [0.20，0.35]）的系数均显著。交互项加入前后的 R^2 变化量小于 0.001，交互项的系数也不显著（β = 0.01，$t = 0.43$，$p = 0.667$，$BF_{10} < 0.01$），根据 Jeffreys（1998）的标准，有极强的证据支持零假设，这说明两种错觉对食物浪费的影响不存在交互作用。进一步以社交性为因变量检验交互项的作用（$F = 96.84$，$p < 0.001$），得到了类似的结果：行为错觉（β = -0.18，$t = -4.63$，$p < 0.001$，95%CI = [-0.26，-0.10]）和态度错觉（β = -0.35，$t = -9.28$，$p < 0.001$，95%CI = [-0.42，-0.28]）有显著作用，但交互项加入前后的 R^2 变化量小于 0.001，交互项的系数也不显著（β = -0.01，$t = -0.37$，$p = 0.714$，$BF_{10} < 0.01$），说明两种错觉对社交性的影响也不存在交互作用。以上的结果在一定程度上说明两种错觉对食物浪费的影响是相互独立的。

我们进一步把这 5 个问题分为两个类别：社交性在外就餐（包含“聚会”与“宴请”的两个题项）和非社交性在外就餐（其余三个题项），分别进行考察和比较。以社交性在外就餐行为错觉和态度错觉、非社交性在外就餐行为错觉和态度错觉为自变量，社交性、道德和能力为中介变量，食物浪费量为因变量，运用 Mplus8.3 对中介作用进行检验。结果显示，道德和能力的中介作用均不显著（Estimate = -0.01 ~ 0.002，$SE = 0.001 \sim 0.003$，$p = 0.571 \sim 0.973$），这与前述分析一致。表 6 中四个自变量通过社交性影响食物浪费的间接作用有三条路径显著，非社交性在外就餐行为错觉的间接作用不显著。无论是社交性还是非社交性就餐，态度错觉通过社交性影响食物浪费的间接作用都显著，这印证了前述分析关于态度错觉的结果。行为错觉的间接作用则有所差别：社交性外出就餐的行为错觉的间接作用显著，但非社交性外出就餐的行为错觉直接与间接作用均不显著。这在一定程度上说明社交性的中介作用可能需要社交性就餐环境才能有效激活。

表 6 不同就餐性质下行为错觉和态度错觉对浪费行为的直接和间接效应

就餐性质	错觉水平	直接效应	间接效应
社交性	行为错觉	0.14^{**}（0.05）	0.05^{**}（0.02）
	态度错觉	0.10（0.05）	0.06^{**}（0.02）
非社交性	行为错觉	-0.02（0.06）	0.02（0.02）
	态度错觉	0.08（0.06）	0.07^{***}（0.02）

注：括号内为标准误，$^{**}p < 0.01$，$^{***}p < 0.001$。

chinaXiv:202104.00001v1

综上所示，分析结果支持了假设 1 和 2，即在食物浪费中存在着明显的规范错觉，即人们总是系统性地高估他人的食物浪费以及对此现象的赞同程度。其次，行为错觉和态度错觉对浪费的影响均显著，这说明这两种错觉不仅存在，而且进一步加重了被试的食物浪费量，因此，假设 3 也得到了证实。再次，假设 4 只得到了部分证实。一方面，和我们推测的一样，印象评价中的社交性维度确实中介了两种错觉与浪费间的关系，并且道德维度的中介作用不显著。换言之，由于人们高估了他人的浪费以及对浪费的赞同程度，因此担心在公开场合表现过于节约可能会被认为为人吝啬或不够体面，而这种担心进一步滋长了浪费现象。这也在一定程度上印证了现有文献中关于浪费行为与中国人面子意识有关的结论（王新珠等, 2015）。另一方面，和我们预想的相反，能力维度的中介作用并不显著，这与 Geiger 和 Swim（2016）的研究形成了对照：他们以公开讨论气候变化为目标行为探讨了规范错觉与印象管理的作用，结果发现，能力维度中介了规范错觉与目标行为间的关系，而温暖维度（包含社交性和道德）的中介作用不显著。除了行为本身（讨论气候变化 vs.食物浪费）与理论框架（二维度结构 vs.三维度结构）的差别，我们推测可能存在以下原因导致上述研究与本文得出了相异的结果：1）本文中外出就餐这一概念包含了多种场景，而在不同场景中能力维度的作用可能存在差异，例如，在公司点外卖或在学校食堂就餐这些相对平民化的饮食过程中，能力维度的作用可能未必明显，换言之，本文中外出就餐的定义（Warde & Martens, 2000）所指涉范围相对较广，这可能在一定程度上冲淡了能力维度的影响；2）文化差异调节了印象管理中不同维度的影响，如 Chen 等（2012）指出，个体主义文化看重能力维度而集体主义文化看重温暖维度，按照 Hofstede（2001）的划分，Geiger 和 Swim（2016）的研究和本文恰好分别在个体主义文化（美国）和集体主义文化（中国）中展开，这可能导致了在 Geiger 和 Swim（2016）的研究中能力的影响更大，而在本文中社交性的作用更为明显。最后，研究 1 首次直接比较了两种错觉对行为的影响，结果显示，两种错觉具有相对独立的影响；另一方面，尽管行为错觉的程度更深，但在影响行为方面，态度错觉的作用更大，这一效应既体现在了直接路径“错觉→浪费行为”，也体现在了间接路径“错觉→社交性→浪费行为”，我们将在总讨论中进一步探讨这个问题。

3 研究 2：规范性信息影响规范错觉与食物浪费的心理机制

研究 1 为食物浪费行为中规范错觉的存在及其负面影响提供了初步证据，研究 2 通过随机对照实验进一步探讨应对策略，即提供规范性信息以降低规范错觉和浪费行为的作用机

chinaXiv:202104.00001v1

制。先前有关文献多将行为意向作为结果变量（e. g., Geiger & Swim, 2016; Miyajima & Yamaguchi, 2017; Soroa-Koury & Yang, 2010），尽管有研究指出，意向是行为的常见预测指标（Ferrer et al., 2016），但由于防御性反应或社会称许性的存在，意向可能并非总是行为本身合适的代理变量（Kok et al., 2018）。此外有研究指出，在食物浪费领域中采用自我报告作为结果变量也易产生偏差（van der Werf et al., 2020）。为避免上述问题，在研究 2 的正式实验中我们测量了被试的实际浪费量而非意向或自我报告作为结果变量。最后，现有文献指出描述性规范和命令性规范尽管有所不同（Blanton et al., 2008; Cialdini et al., 1991），但并非泾渭分明（Eriksson et al., 2015; Goldring & Heiphetz, 2020），因而我们首先在预实验中检验两种规范信息对浪费行为是否具有独立影响，然后在正式实验中分别探讨两种规范信息的作用机制。

3.1 预实验

3.1.1 被试、设计与程序

通过软件 G*Power 3.1 进行的功效分析显示：取中等效应量 f = 0.25，显著性水平 α = 0.05，预实验需要 210 名被试才能达到 95% (1 − β)的统计检验力，而实际参与的有效被试为 212 名本科生。被试平均年龄为 19.99 ± 1.42 岁，女性占 53.80%。预实验为 2（描述性规范信息：有/无）×2（命令性规范信息：有/无）被试间设计，每组包括 53 名被试，自变量通过阅读材料来操作（Eriksson et al., 2015）：描述性规范信息材料提示了在日常生活中采取措施减少食物浪费的人群比例，命令性规范信息阅读材料提示了赞同在日常生活中采取措施来减少食物浪费的人群比例，而无规范信息阅读材料则说明了某食物倡议的工作目标。阅读材料详见附录 4。之后，我们用若干改编自 Visschers 等（2016）的题项（附录 5）测量了被试的食物浪费意向（Cronbach's α = 0.91）。完成上述步骤后，实验者宣布实验结束。

3.1.2 结果与讨论

不同性别下食物浪费行为意向（t = 1.11，p = 0.270，BF_{10} = 0.27）的差异不显著，年龄与食物浪费行为意向的相关系数（r = -0.05，p = 0.468，BF_{10} = 0.11）不显著。

以描述性规范信息和命令性规范信息为自变量、食物浪费行为意向为因变量做 2×2 方差分析，结果如表 7 和表 8 所示，描述性规范信息和命令性规范信息的主效应均显著，两者的交互作用不显著，交互项的贝叶斯因子 BF_{10} 在 0.1 到 0.3 之间，有中等证据支持零假设。这说明两种规范信息提示都可以有效地降低被试的食物浪费行为意向，并且这两种规范对浪费意向的影响相互独立。研究 1 已发现，两种错觉对浪费行为的影响不存在交互作用。因

chinaXiv:202104.00001v1

此，接下去的两个实验中分别探讨两种规范信息通过其各自对应的规范错觉来影响浪费行为的心理机制。

表 7 食物浪费行为意向的描述统计

描述性规范	命令性规范	N	M	SD
无	无	53	4.01	1.26
	有	53	4.53	1.53
有	无	53	4.88	1.29
	有	53	5.61	0.85

表 8 描述性规范信息与命令性规范信息对食物浪费行为意向的方差分析

来源	均方	F	p	η^2_p	BF_{10}
描述性规范信息 DN	50.29	31.74	<0.001	0.132	＞100
命令性规范信息 IN	20.70	13.07	<0.001	0.059	29.12
DN × IN	0.55	0.34	0.558	0.002	0.24

注：$N = 212$，$R^2 = 0.18$，调整后 $R^2 = 0.17$

3.2 实验 1

根据定义，行为错觉主要和描述性规范信息有关，因此实验 1 主要考察描述性规范信息、行为错觉和浪费行为间的关系。

3.2.1 被试

在研究 1 的多元回归（表 4 模型 M_3）中 $R^2 = 0.27$，以此计算效应量 $f^2 = 0.37$，属于较大的效应量。用 G*Power3.1 计算实验 1 所需被试数量，取较大的效应量（$f^2 = 0.35$），显著性水平 $\alpha = 0.05$，在多元回归（5 个自变量）中需要 63 名被试才能达到 95% $(1 - \beta)$的统计检验力，而实际参与实验 1 的有效被试为 80 名本科生，所有被试均未参加过预实验。被试平均年龄为 20.01 ± 1.33 岁，女性占 51.20%。

3.2.2 设计与变量

实验 1 为 2 组间（描述性规范信息组和非规范信息组）因子设计。自变量为信息类型，两个水平通过阅读材料来操作（Eriksson et al., 2015），详见附录 6。因变量为被试在食堂就餐时的食物浪费量。基于张盼盼等（2018）的定义，实验 1 中的食物浪费量指的是餐盘食物剩余量中通常被认为可食用并且非液体部分的总质量（克），因此，骨头汤汁等部分被排除

chinaXiv:202104.00001v1

在外。此外，我们用研究 1 中的相同题项测量了被试的行为错觉（自我行为题项 Cronbach's $\alpha = 0.75$，他人行为题项 Cronbach's $\alpha = 0.81$）和社交性维度（Cronbach's $\alpha = 0.94$），行为错觉的操作定义与计算方法同研究 1。由于研究 1 显示道德和能力这两个维度的中介作用不显著，因而接下去的实验中均只考虑社交性这一维度的作用。

3.2.3 程序

我们采用了间隔抽样的方法来选取被试：首先，我们在排队进入食堂的学生中随机选择 1 名被试，接着每隔 10 名抽取下一位被试，抽取到的被试被随机分入描述性规范信息组（DN）或非规范性信息组（ON）。被试被告知实验目的为调查“阅读与颜色对饮食行为的影响”，同意参加实验后，被试阅读一份包含约 220 字的阅读材料，DN 组和 ON 组所读到的材料完全一样，除了结尾部分：DN 组材料提示了在日常生活中采取措施减少食物浪费的人群的比例，而 ON 组材料则强调了食物加工与水资源的关系。接着，我们用研究 1 的相应题项测量了被试的行为错觉和社交性维度，并要求被试从 0%~100%中选取一个百分数来估计本校学生中有多少人在日常生活中采取措施以减少食物浪费，我们采用被试的上述估计表示其规范激活水平（Voisin et al., 2016）。此后，被试收到一个底部带有编号的红色餐盘，并被要求在就餐过程中始终使用该餐盘。重复上述步骤，直到获得足够被试的数据。就餐结束后，在收餐盘处，研究助手首先确认持红色餐盘的个体是否参加了刚才的调查，得到肯定答复后，向被试解释本研究的真实目的，并在征得被试同意的情况下将其餐盘（包括剩余食物）放置一旁。最终获得了 80 份有效数据（40 份属于 DN 组，40 份属于 ON 组）。

3.2.4 结果与讨论

不同性别的被试在行为错觉（$t = -0.78$，$p = 0.436$，$BF_{10} = 0.30$）、社交性（$t = 1.18$，$p = 0.240$，$BF_{10} = 0.43$）和食物浪费量（$t = -0.91$，$p = 0.363$，$BF_{10} = 0.33$）三个变量上差异不显著，被试年龄与这三个变量的相关系数也不显著（$-0.10 \leq r \leq 0.07$，$p \geq 0.395$，$0.16 \leq BF_{10} \leq 0.20$）。DN 组被试对本校学生中有意识减少食物浪费的人数比例估计（$N = 40$，$M = 59.78$，$SD = 22.95$）显著高于 ON 组（$N = 40$，$M = 46.63$，$SD = 23.29$）（$t = 2.54$，$p = 0.013$，$d = 0.57$，95%C.I. = [2.86，22.44]），说明实验对信息类型的操作是有效的。DN 组被试的食物浪费量（$M = 61.84$，$SD = 56.93$）显著低于 ON 组（$M = 109.66$，$SD = 106.35$）（$t = -2.51$，$p = 0.015$，$d = 0.56$，95%C.I. = [-85.98，-9.67]），说明相较于非规范性信息，描述性规范信息的提示显著减少了被试的食物浪费量。

根据 Schroeder 和 Prentice（1998）的观点，规范提示对浪费行为的降低可能有两种途径：一是规范提示降低行为错觉，这暗示链式中介模型的存在，如果这种解释成立，那么行

chinaXiv:202104.00001v1

为错觉必然在 DN 组和 ON 组间有着与浪费行为一致的显著差异；二是规范提示并不改变行为错觉本身，但改变了行为错觉影响浪费行为的直接或间接途径，这暗示着条件过程模型的存在，在这种情况下，行为错觉在 DN 组和 ON 组间之间可能无显著差异。比较两组被试行为错觉的差异，结果显示，DN 组被试的行为错觉（M = 0.43，SD = 0.92）显著低于 ON 组（M = 0.94，SD = 0.65）（t = -2.89，p = 0.005，d = 0.65，95%C.I. = [-0.87，-0.16]）。这说明实验结果可能是由于规范提示降低了行为错觉，并通过社交性最终影响了被试的浪费行为。

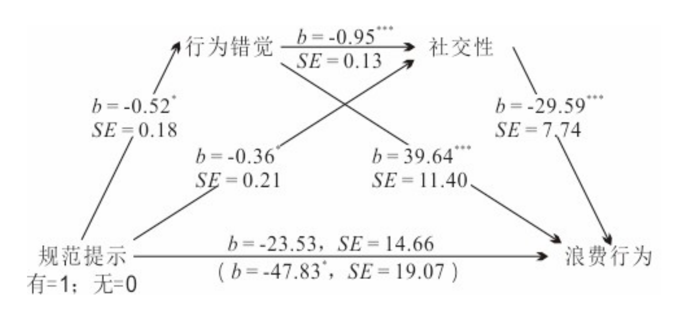
用 Preacher 和 Hayes（2004）的 PROCESS3.5 插件对描述性规范提示（DN 组=1，ON 组=0）、行为错觉、社交性的链式中介作用进行检验（Bootstrap N = 5000，Model = 6），结果如表 9 所示：在三条间接路径中，“规范提示→行为错觉→浪费行为”和“规范提示→行为错觉→社交性→浪费行为”两条路径均显著（置信区间不包含 0），“规范提示→社交性→浪费行为”路径不显著（置信区间包含 0）。规范提示影响浪费行为的直接作用在引入行为错觉和社交性后变得不显著，说明行为错觉和社交性在规范提示对浪费行为的影响中起主要的中介作用。为了排除调节模型的可能性，以浪费行为做因变量，以规范提示为调节变量，行为错觉和社交性为自变量，用 Bootstrap 法检验可能存在的调节作用，结果显示，规范提示与行为错觉（b = -46.26，SE = 23.80，t = -1.94，p = 0.060，BF_{10} = 0.01）、社交性（b = 32.63，SE = 17.10，t = 1.91，p = 0.060，BF_{10} = 0.03）的交互项系数均不显著，在一定程度上可以排除规范提示通过调节行为错觉与浪费行为之间关系来降低浪费行为的竞争性假设。上述结果（图 1）表明描述性规范提示降低浪费行为的主要机制是降低了行为错觉，进而降低了行为错觉对浪费行为的直接和间接影响，其中通过降低行为错觉而直接减少浪费行为的效应占 42.69%，通过降低行为错觉进而降低社交性再减少浪费行为的链式中介效应占 30.38%。

表 9 链式中介效应的 Bootstrap 分析

间接路径	间接效应	占总效应比例（%）	95%置信区间	
			下限	上限
规范提示→行为错觉→浪费行为	-20.42	42.69	-44.71	-4.86
规范提示→社交性→浪费行为	10.65	-[2]	-2.71	21.46
规范提示→行为错觉→社交性→浪费行为	-14.53	30.38	-30.24	-2.59

[2] 该路径的中介作用不显著，因此未报告其效应占比。（温忠麟, 叶宝娟, 2014）

chinaXiv:202104.00001v1



注： ***$p < 0.001$，*$p < 0.05$。

图 1 描述性规范信息影响浪费行为的链式中介模型

3.3 实验 2

由于态度错觉主要和命令性规范信息有关，因此实验 2 主要考察命令性规范信息、态度错觉和浪费行为间的关系。

3.3.1 被试

采用与实验 1 同样步骤的功效分析显示，实验 2 的最低样本量为 63，而参与实验 2 的有效被试为 80 名本科生。所有被试均未参加过预实验。被试平均年龄为 19.61 ± 1.62 岁，女性占 57.50%。

3.3.2 设计与变量

实验 2 为 2 组间（命令性规范信息组和非规范信息组）因子设计。自变量为信息类型，命令性规范信息（IN）和非规范信息（ON）这两个水平通过阅读材料来操作（Eriksson et al., 2015），详见附录 6。食物浪费行为的测量同实验 1，社交性（Cronbach's α = 0.958）和态度错觉（自我态度题项 Cronbach's α = 0.799，他人态度题项 Cronbach's α = 0.874）的测量同研究 1。

3.3.3 程序

实验 2 的流程和实验 1 基本相同，除了：1）为了避免两个实验相互干扰，实验 2 于同一时段内在另一个校区举行；2）IN 组阅读材料提示了赞同在日常生活中采取措施来减少食物浪费的人群比例；3）要求被试从 0%~100%中选取一个百分数来估计本校学生中有多少人赞同在日常生活中采取措施以减少食物浪费，我们用这个估计表示被试的规范激活水平（Voisin et al., 2016）；4）最终获得了 80 份有效数据，其中 40 份属于 IN 组，40 份属于 ON 组。

3.3.4 结果与讨论

实验 1 和实验 2 分别在两个校区收集数据，为了说明两个校区被试在食物浪费态度与行为基线上的同质性，我们在实验结束三个月后补充进行了一个调查，调查使用的问卷与研

chinaXiv:202104.00001v1

究 1 相同，在同一时间于两个校区开展调查，每个校区各有 200 名学生参与，结果显示，两个校区被试在行为错觉（$t = -0.92$，$p = 0.357$，$BF_{10} = 0.19$）、态度错觉（$t = -1.28$，$p = 0.200$，$BF_{10} = 0.28$）、社交性（$t = -1.41$，$p = 0.158$，$BF_{10} = 0.33$）和食物浪费（$t = 0.43$，$p = 0.665$，$BF_{10} = 0.14$）四个变量上均不存在显著差异，贝叶斯因子分析也说明有中等程度的证据支持零假设。

实验 2 中不同性别的被试在态度错觉（$t = -0.48$，$p = 0.635$，$BF_{10} = 0.26$）、社交性（$t = 0.44$，$p = 0.661$，$BF_{10} = 0.26$）和食物浪费行为（$t = -0.59$，$p = 0.559$，$BF_{10} = 0.27$）三个变量上不存在显著差异，也没有证据表明被试年龄与这三个变量相关（$r \leq 0.17$，$p \geq 0.122$，$0.15 \leq BF_{10} \leq 0.45$）。IN 组被试对本校学生中赞同减少食物浪费的比例估计（$N = 40$，$M = 55.65$，$SD = 24.10$）显著高于 ON 组（$N = 40$，$M = 38.53$，$SD = 24.48$）（$t = 3.15$，$p = 0.002$，$d = 0.70$，95%C.I. = [6.31，27.94]），说明实验对命令性规范的提示是有效的。IN 组被试的食物浪费行为（$M = 54.65$，$SD = 30.29$）显著低于 ON 组（$M = 83.72$，$SD = 71.90$）（$t = -2.36$，$p = 0.022$，$d = 0.53$，95%C.I. = [-53.82，-4.32]），说明和描述性规范信息类似，命令性规范信息同样可以减少被试的食物浪费量。遵循实验 1 的思路（链式中介模型 vs.条件过程模型），进一步比较两组被试态度错觉的差异，结果显示，IN 组（$M = 0.43$，$SD = 0.67$）与 ON 组被试（$M = 0.46$，$SD = 0.78$）态度错觉的差异未达到显著水平（$t = 0.19$，$p = 0.854$，$BF_{10} = 0.24$）。这意味着食物浪费行为的降低并非是由于态度错觉本身的变化，而是和实验 1 不同，在本实验中规范提示改变的不是错觉本身，而可能是错觉对食物浪费行为的影响路径。这暗示着规范提示在态度错觉影响浪费行为的过程中可能起到了调节作用。

对命令性规范提示（IN 组=1，ON 组=0）的调节作用进行检验（Bootstrap $N = 5000$，自定义模型[3]），自变量、中介变量和因变量都进行了均值中心化处理，结果如表 10 所示：M_1 中规范信息提示与态度错觉的交互项系数显著，说明规范提示显著调节了态度错觉对社交性的影响，具体表现为 IN 组的效应（$b = -0.07$，$SE = 0.20$，$t = -0.36$，$p = 0.72$，95%C.I. = [-0.48，-0.33]）显著低于 ON 组（$b = -1.19$，$SE = 0.18$，$t = -6.79$，$p < 0.001$，95%C.I. = [-1.54，-0.84]），这表明规范提示显著降低了态度错觉对社交性的负向影响（图 2）。M_2 中规范提示与社交性的交互项显著，说明规范提示显著调节了社交性对浪费行为的影响，具体表现为 IN 组的效应（$b = 2.63$，$SE = 4.27$，$t = 0.61$，$p = 0.54$，95%C.I. = [-5.89，11.14]）显著低于 ON 组（$b = -27.24$，$SE = 10.53$，$t = -2.59$，$p = 0.012$，95%C.I. = [-48.23，-6.27]），这表明规范提

[3] 自定义模型中 bmatrix = 1, 1, 1; wmatrix = 1, 1, 1.

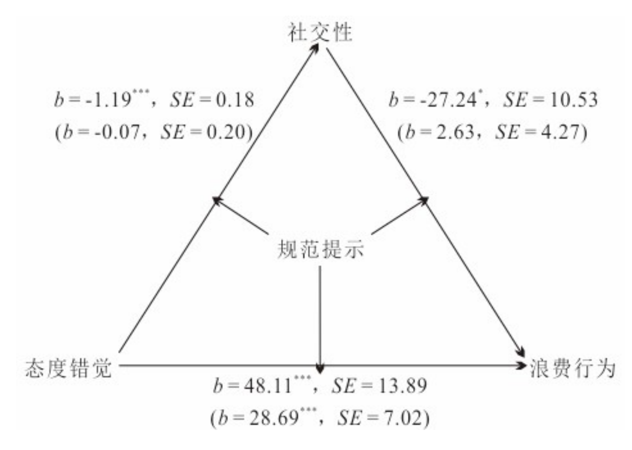
chinaXiv:202104.00001v1

示显著降低了社交性对浪费行为的负向影响（图 2）。总体来看，IN 组态度错觉对浪费行为的直接效应（$b = 28.69$，$SE = 7.02$，$t = 4.09$，$p < 0.001$，95%C.I. = [14.70，42.68]）小于 ON 组（$b = 48.11$，$SE = 13.89$，$t = 3.46$，$p < 0.001$，95%C.I. = [20.43，75.79]），但仍然显著；而 IN 组的间接效应（$b = -0.19$，Boot $SE = 1.70$，Boot C.I. = [-4.82，2.44]）显著低于 ON 组（$b = 32.38$，Boot $SE = 15.37$，Boot C.I. = [1.74，61.67]），说明命令性规范提示降低浪费行为的作用主要体现在"态度错觉→社交性→浪费行为"这一间接路径上。具体来说，命令性规范提示降低了直接效应的 40.37%，降低了间接效应的 100%。

表 10 条件过程模型的检验

变量	M_1（因变量：社交性）					M_2（因变量：浪费行为）				
	系数	SE	t	LLCI	ULCI	系数	SE	t	LLCI	ULCI
常数	0.07	0.13	0.50	-0.20	0.34	15.18**	4.70	3.23	1.29	5.45
态度错觉（A）	-1.19***	0.18	-6.79	-1.54	-0.84	48.11***	13.89	3.46	4.54	16.84
规范提示（N）	-0.12	0.19	-0.63	-0.50	0.26	-29.15***	6.61	-4.41	-9.40	-3.55
社交性（S）						-27.24***	10.52	-2.59	-10.71	-1.39
A×N	1.11***	0.27	4.16	0.58	1.65	-19.42	15.57	-1.25	-11.21	2.58
S×N						29.87*	11.34	2.63	1.61	11.67
	R	R^2	MSE	F	p	R	R^2	MSE	F	p
模型	0.62	0.38	0.72	15.51	0.000	0.87	0.75	862.53	44.16	0.000

注：bootstrap $N = 5000$，$^{***}p < 0.001$，$^{**}p < 0.01$，$^{*}p < 0.05$。



注：括号内/外分别表示有/无规范提示；$^{***}p < 0.001$，$^{*}p < 0.05$。

图 2 命令性规范信息影响浪费行为的条件过程模型

实验 1 和 2 表明，提示规范性信息有助于改善负面行为的效应（Schultz et al., 2007）同样存在于食物浪费这一领域中，这为更好理解与杜绝浪费行为提供了新的理论思路。有意思的是，非规范性信息提示似乎也在一定程度上起到了减少浪费的作用：两个实验中非规范信

chinaXiv:202104.00001v1

息组的人均浪费量分别约为 110 和 84 克，明显低于 Liu 等（2016）以及成升魁等（2018）的研究结论：学校中人均每餐浪费量约为 130 克。上述差异一方面可能是因为样本来自不同城市和群体，但另一方面也可能是即便中性的信息提示也能起到一定作用，尽管程度相对较低，这也印证了先前文献中的结论（张盼盼等, 2018）。研究 2 最重要的发现是两种规范信息提示虽然看起来较为相似，但其作用机制却可能存在差异，Blanton 等（2008）在其研究中提出了这一猜测，而本文为这一观点提供了一定程度的实证证据：描述性规范信息主要降低了行为错觉本身，而命令性规范信息的作用主要在于改变了态度错觉与浪费行为间的关系。

4 总讨论

4.1 研究意义

考虑到食物浪费对粮食安全、环境保护和社会运行的重要影响，如何在消费端减少和杜绝食物浪费已成为实现健康饮食和打造可持续粮食系统的关键因素之一（Matzembacher et al., 2020）。本文从社会规范的视角出发，详细考察了规范错觉和规范提示对外出就餐过程中浪费行为的影响，并通过引入人际印象的三维度结构检验了上述影响的作用机制，从以下几方面推进了我们对食物浪费的理解。

首先，规范错觉这一概念尽管在诸多领域中得到了广泛探索（e.g., Prentice & Paluck, 2020; Sokoloski et al., 2018; van Grootel et al., 2018），但正如 Blanton 等（2008）指出，目前仍缺乏研究比较不同类型的规范错觉对行为的影响，本文以 Cialdini 等（1991）的规范聚焦理论为基础将规范错觉划分成两个亚型：行为错觉和态度错觉，分别对应于人们对描述性规范和命令性规范的高估，并初步探索了两种错觉对浪费行为的影响及心理机制。研究 1 的结果显示，在食物浪费这个领域中确实存在这两种类型的规范错觉，并且对食物浪费均产生了显著且独立的影响。另一个重要的发现是态度错觉对浪费行为的影响大于行为错觉，我们推测这可能和个体的行为动机有关：态度错觉和命令性规范有关，而行为错觉与描述性规范有关，规范聚焦理论指出，命令性规范与描述性规范指向不同的动机，前者涉及人际间和个体内部两种动机，而后者更多地与个体内部动机关联（Cialdini et al, 1991），因此和命令性规范对应的态度错觉对浪费影响更大可能是因为它激活了个体的两种动机，而行为错觉只激活了其中一种。这也体现在非社交性就餐的行为错觉对食物浪费量的直接和间接作用均不显著。

其次，研究 2 的两个实验考察了描述性和命令性规范信息对浪费行为的影响机制，结果暗示了两种信息提示具有不同的作用机制。描述性规范信息降低了行为错觉本身：规范提示

chinaXiv:202104.00001v1

相当于在被试中创造了一种新的规范感知，促使被试从遵从原有规范（人们普遍浪费粮食）切换到遵从新的规范（人们的浪费行为并没有那么普遍），并因此降低了被试在社交性维度上的担心（因为浪费行为并没有那么普遍，所以节约不会受到他人的负面评价），而这种积极影响最终传导到了浪费行为本身。命令性规范信息则遵循了另一种途径，规范提示并没有降低态度错觉本身，而是改变了错觉与行为间的关系：命令性规范信息并没有创造一种新的规范，而是改变了原有规范对个体的约束力（Schroeder & Prentice, 1998）。上述分析意味着，尽管两种规范信息提示看起来高度相似，但内在逻辑却可能不同。描述性规范信息的逻辑核心在于"遵从"，尽管遵从的对象从旧规范转变成新规范，但"和他人的普遍行为保持一致"这一核心却未发生变化；而命令性规范信息则有所不同：原来的规范并未发生变化，但被试不必再受上述规范的制约，换言之，命令性规范信息的逻辑核心在于"抵抗"。Blanton 等（2008）不仅认为这两种规范信息在影响行为方面具有不同的心理机制，还提出了命令性规范信息优于描述性规范信息的观点，原因如下：相比于描述性规范信息，命令性规范信息有助于推动被试反思存在于群体中的规范，并根据内心的原则而做出选择，而不是一味地强调遵从，这有助于改变存在于群体中过时的或不受欢迎的规范（Miyajima & Yamaguchi, 2017）。研究 2 的结果尚不足以成为判断两种规范信息优劣的证据，但为进一步的比较提供了理论起点，这对于未来研究具有一定理论意义。

再次，正如 Finkelstein（1989）指出，外出就餐与其说是维持身体机能的手段，不如说是一种社交方式，由此有理由预期印象管理与评价会影响外出就餐中的浪费行为，如 Hamerman 等（2018）发现，当希望给用餐同伴留下良好印象时，人们打包剩菜的意愿更低，因为这样做可能有失体面。研究 1 通过引入印象评价的三维度理论进一步分析了不同维度对浪费行为的影响，结果显示，印象评价中的社交性维度中介规范错觉与浪费行为间的关系，而能力和道德维度的中介作用并不显著，具体而言，人们普遍高估了他人的浪费行为以及对浪费的接受程度，因而担心自己的节约行为会被认为是出于吝啬，从而进一步滋长了食物浪费；而研究 2 表明从印象评价入手我们可以通过两种途径来降低浪费行为：通过描述性规范信息降低人们在社交性上的担心或通过命令性规范信息减少这种担心对浪费行为的影响。这一结论对于政策制定具有两方面的参考意义：1）Blanton 等（2008）指出，在基于社会影响理论（social influence theory）的社会规范运动或个人化规范反馈中，从业者倾向于运用描述性规范信息而忽视了命令性规范的应用，因为描述性规范信息干预的逻辑相对直白易懂。尽管受到各种因素的限制，本文未能在正式实验中分析同时运用两种规范提示对浪费行为的影响，但预实验结果暗示，双管齐下可能带来理想的干预结果，因为在预实验中我们发现两种

chinaXiv:202104.00001v1

规范对行为意向的影响可简单叠加，且先前有研究指出，同时运用两种规范比单独采用某种规范能带来更显著的效果（Cialdini, 2003; Schultz et al., 2007），但在推广上述结论时我们仍需谨慎，因为在预实验中我们将意向当作结果变量，而意向与行为本身之间存在一定差距（Kok et al., 2018），这意味着我们是否能真正得出上述结论仍需未来进一步的研究；2）在运用规范性信息对浪费行为进行干预时，政策应突出社交性维度，即强调节约行为并不会给人们的社交性评价造成负面影响，而淡化在道德或能力维度上的涵义。

4.2 研究不足

尽管本文得到了若干有意义的结果，但仍存在明显的不足之处。首先，本文聚焦于外出就餐过程中的食物浪费，这显然限制了研究结论的应用范围，比如，发生在家庭范围内的食物浪费是否也受到规范错觉的影响仍需进一步分析。其次，实验 1 和实验 2 分别在两个校区独立开展，虽然一定程度上避免了被试间的相互影响，但也存在引入样本偏差的风险。再次，本文基于印象管理理论检验了社交性维度在规范错觉与浪费行为之间的中介作用，然而，中介分析只能从相关关系中推断因果关系，而无法直接验证之（温忠麟, 叶宝娟, 2014），因此本文尽管从统计分析中验证了社交性的中介作用，但要得出真正意义上的因果结论，尚需通过直接操作本文的中介变量才能达到目的。最后，本文仅考察了规范提示的短期影响，尽管有文献指出规范提示对控烟（Neighbors et al., 2004）或支持女性外出就业（Bursztyn et al., 2020）的正面作用在数月以后依然存在，但在食物浪费这个领域里，我们尚不知晓规范提示是否能同样保持较长时间的正面影响，未来研究者可通过纵贯研究而给出明确的答案。

chinaXiv:202104.00001v1

参考文献

Blanton, H., Köblitz, A., & McCaul, K. D. (2008). Misperceptions about norm misperceptions: Descriptive, injunctive, and affective 'social norming' efforts to change health behaviors. *Social and Personality Psychology Compass*, *2*(3), 1379–1399.

Bursztyn, L., González, A. L., & Yanagizawa-Drott, D. (2020). Misperceived social norms: Women working outside the home in Saudi Arabia. *American Economic Review*, *110*(10), 2997–3029.

Buzby, J. C., Wells, H. F., & Hyman, J. (2014). *The estimated amount, value, and calories of postharvest food losses at the retail and consumer levels in the United States* (USDA-ERS Economic Information Bulletin No. 121). Washington, D.C.: Economic Research Service of Department of Agriculture.

Chen, F. F., Jing, Y., & Lee, J. M. (2012). "I" value competence but "we" value social competence: The moderating role of voters' individualistic and collectivistic orientation in political elections. *Journal of Experimental Social Psychology*, *48*(6), 1350–1355.

Chen, J. T., Zhang, B., & Wang, J. X. (2015). Morality: A new dimension of stereotype content. *Psychological Exploration*, *35*(5), 442–447.

[程婕婷, 张斌, 汪新建. (2015). 道德: 刻板印象内容的新维度. *心理学探新*, *35*(5), 442–447.]

Chumg, H. F., Shi, J. W., & Sun, K. J. (2020). Why employees contribute to pro-environmental behaviour: The role of pluralistic ignorance in Chinese society. *Sustainability*, *12*(1), 239.

Cialdini, R. B. (2003). Crafting normative messages to protect the environment. *Current Directions in Psychological Science*, *12*(4), 105–109.

Cialdini, R. B., Kallgren, C. A., & Reno, R. R. (1991). A focus theory of normative conduct: A theoretical refinement and reevaluation of the role of norms in human behavior. *Advances in Experimental Social Psychology*, *24*, 201–234.

de Kwaadsteniet, E. W., Kiyonari, T., Molenmaker, W. E., & van Dijk, E. (2019). Do people prefer leaders who enforce norms? Reputational effects of reward and punishment decisions in noisy social dilemmas. *Journal of Experimental Social Psychology*, *84*, 103800.

Duong, H. T., & Parker, L. (2018). Going with the flow. *Journal of Social Marketing*, *8*(3), 314–332.

Eriksson, K., Strimling, P., & Coultas, J. C. (2015). Bidirectional associations between descriptive and injunctive norms. *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, *129*, 59–69.

FAO. (2019). *The state of food and agriculture*. Rome, Italy: Food and Agriculture Organization of the United Nations.

Ferrer, R. A., Klein, W. M., Persoskie, A., Avishai-Yitshak, A., & Sheeran, P. (2016). The tripartite model of risk perception (TRIRISK): Distinguishing deliberative, affective, and experiential components of perceived risk. *Annals of Behavioral Medicine*, *50*(5), 653–663.

Finkelstein, J. (1989). *Dining out: A sociology of modern manners*. Cambridge, England: Polity Press.

Fiske, S. T., Cuddy, A. J., & Glick, P. (2007). Universal dimensions of social cognition: Warmth and competence. *Trends in Cognitive Sciences*, *11*(2), 77–83.

Garnett, C., Crane, D., West, R., Michie, S., Brown, J., & Winstock, A. (2015). Normative misperceptions about alcohol use in the general population of drinkers: A cross-sectional survey. *Addictive Behaviors*, *42*, 203–206.

Geiger, N., & Swim, J. K. (2016). Climate of silence: Pluralistic ignorance as a barrier to climate change discussion. *Journal of Environmental Psychology*, *47*, 79–90.

Goldring, M. R., & Heiphetz, L. (2020). Sensitivity to ingroup and outgroup norms in the association between commonality and morality. *Journal of Experimental Social Psychology*, *91*, 104025.

chinaXiv:202104.00001v1

chinaXiv:202104.00001v1

Graham-Rowe, E., Jessop, D. C., & Sparks, P. (2015). Predicting household food waste reduction using an extended theory of planned behaviour. *Resources, Conservation and Recycling*, *101*, 194–202.

Hamerman, E. J., Rudell, F., & Martins, C. M. (2018). Factors that predict taking restaurant leftovers: Strategies for reducing food waste. *Journal of Consumer Behaviour*, *17*(1), 94–104.

Hofstede, G. (2001). *Culture's consequences: Comparing values, behaviors, institutions and organizations across nations*. Thousand Oaks, CA: Sage publications.

Hu, C. P., Kong, X. Z., Wagenmakers, E. J., Ly, A., & Peng, K. P. (2018). The Bayes factor and its implementation in JASP: A practical primer. *Advances in Psychological Science*, *26*(6), 951–965.

[胡传鹏, 孔祥祯, Wagenmakers, E. J., Ly, A., 彭凯平. (2018). 贝叶斯因子及其在 JASP 中的实现. *心理科学进展*, *26*(6), 951–965.]

Jeffreys, H. (1998). *The theory of probability*. Oxford, England: Oxford University Press.

Kenney, S. R., Anderson, B. J., Bailey, G. L., & Stein, M. D. (2019). Drug use-related normative misperceptions and behaviors among persons seeking heroin withdrawal management. *Journal of Addiction Medicine*, *13*(3), 215–219.

Kok, G., Peters, G. J. Y., Kessels, L. T., ten Hoor, G. A., & Ruiter, R. A. (2018). Ignoring theory and misinterpreting evidence: The false belief in fear appeals. *Health Psychology Review*, *12*(2), 111–125.

Lapinski, M. K., Rimal, R. N., DeVries, R., & Lee, E. L. (2007). The role of group orientation and descriptive norms on water conservation attitudes and behaviors. *Health Communication*, *22*(2), 133–142.

Liu, Y., Cheng, S., Liu, X., Cao, X., Xue, L., & Liu, G. (2016). Plate waste in school lunch programs in Beijing, China. *Sustainability*, *8*(12), 1288.

Matzembacher, D. E., Brancoli, P., Maia, L. M., & Eriksson, M. (2020). Consumer's food waste in different restaurants configuration: A comparison between different levels of incentive and interaction. *Waste Management*, *114*, 263–273.

Miyajima, T., & Yamaguchi, H. (2017). I want to but I won't: Pluralistic ignorance inhibits intentions to take paternity leave in Japan. *Frontiers in Psychology*, *8*, 1508.

Neighbors, C., Larimer, M. E., & Lewis, M. A. (2004). Targeting misperceptions of descriptive drinking norms: Efficacy of a computer-delivered personalized normative feedback intervention. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, *72*(3), 434–447.

Park, H. S., Smith, S. W., Klein, K. A., & Martell, D. (2011). College students' estimation and accuracy of other students' drinking and believability of advertisements featured in a social norms campaign. *Journal of Health Communication*, *16*(5), 504–518.

Pearson, D., Minehan, M., & Wakefield-Rann, R. (2013). Food waste in Australian households: Why does it occur? *The Australasian-Pacific Journal of Regional Food Studies*, *3*, 118–132.

Preacher, K. J., & Hayes, A. F. (2004). SPSS and SAS procedures for estimating indirect effects in simple mediation models. *Behavior Research Methods, Instruments, & Computers*, *36*(4), 717–731.

Prentice, D. A., & Miller, D. T. (1993). Pluralistic ignorance and alcohol use on campus: Some consequences of misperceiving the social norm. *Journal of Personality and Social Psychology*, *64*(2), 243–256.

Prentice, D. A., & Miller, D.T. (1996). Pluralistic ignorance and the perpetuation of social norms by unwitting actors. *Advances in Experimental Psychology*, *28*, 161–209.

Prentice, D.A., & Paluck, E. L. (2020). Engineering social change using social norms: Lessons from the study of collective action. *Current Opinion in Psychology*, 35, 138–142.

Qi, D., & Roe, B. E. (2016). Household food waste: Multivariate regression and principal components analyses of awareness and attitudes among US consumers. *PloS One*, *11*(7), e0159250.

Rimal, R. N., & Lapinski, M. K. (2015). A re-explication of social norms, ten years later. *Communication Theory*, *25*(4), 393–409.

Sandstrom, M., Makover, H., & Bartini, M. (2013). Social context of bullying: Do misperceptions of group norms influence children's responses to witnessed episodes? *Social Influence*, *8*(2-3), 196–215.

Schanes, K., Dobernig, K., & Gözet, B. (2018). Food waste matters: A systematic review of household food waste practices and their policy implications. *Journal of Cleaner Production*, *182*, 978–991.

Schmidt, K. (2016). Explaining and promoting household food waste-prevention by an environmental psychological based intervention study. *Resources, Conservation and Recycling*, *111*, 53–66.

Schroeder, C. M., & Prentice, D. A. (1998). Exposing pluralistic ignorance to reduce alcohol use among college students. *Journal of Applied Social Psychology*, *28*(23), 2150–2180.

Schultz, P. W., Nolan, J. M., Cialdini, R. B., Goldstein, N. J., & Griskevicius, V. (2007). The constructive, destructive, and reconstructive power of social norms. *Psychological Science*, *18*(5), 429–434.

Sokoloski, R., Markowitz, E. M., & Bidwell, D. (2018). Public estimates of support for offshore wind energy: False consensus, pluralistic ignorance, and partisan effects. *Energy Policy*, *112*, 45–55.

Soroa-Koury, S., & Yang, K. C. (2010). Factors affecting consumers' responses to mobile advertising from a social norm theoretical perspective. *Telematics and Informatics*, *27*(1), 103–113.

Stancu, V., Haugaard, P., & Lähteenmäki, L. (2016). Determinants of consumer food waste behaviour: Two routes to food waste. *Appetite*, *96*, 7–17.

Stöckli, S., Dorn, M., & Liechti, S. (2018). Normative prompts reduce consumer food waste in restaurants. *Waste Management*, *77*, 532–536.

Tang, D. D., & Wen, Z. L. (2020). Statistical approaches for testing common method bias: Problems and suggestions. *Journal of Psychological Science, 43*(01), 215–223.

[汤丹丹, 温忠麟. (2020). 共同方法偏差检验: 问题与建议. *心理科学*, *43*(01), 215–223.]

Testa, M., Livingston, J. A., Wang, W., & Lewis, M. A. (2020). Preventing college sexual victimization by reducing hookups: A randomized controlled trial of a personalized normative feedback intervention. *Prevention Science*, *21*(3), 388–397.

van der Werf, P., Seabrook, J. A., & Gilliland, J. A. (2020). Food for thought: Comparing self-reported versus curbside measurements of household food wasting behavior and the predictive capacity of behavioral determinants. *Waste Management*, *101*, 18–27.

van Grootel, S., van Laar, C., Meeussen, L., Schmader, T., & Sczesny, S. (2018). Uncovering pluralistic ignorance to change men's communal self-descriptions, attitudes, and behavioral intentions. *Frontiers in psychology*, *9*, 1344.

Visschers, V. H., Wickli, N., & Siegrist, M. (2016). Sorting out food waste behaviour: A survey on the motivators and barriers of self-reported amounts of food waste in households. *Journal of Environmental Psychology*, *45*, 66–78.

Vlek, C., & Keren, G. (1992). Behavioral decision theory and environmental risk management: Assessment and resolution of four "survival" dilemmas. *Acta Psychologica*, *80*(1-3), 249–278.

Voisin, D., Girandola, F., David, M., & Aim, M. A. (2016). Self-affirmation and an incongruent drinking norm: Alcohol abuse prevention messages targeting young people. *Self and Identity*, *15*(3), 262–282.

Wang, L. E., Cheng, S. K., Liu, G., Liu, X. J., Bai, J. F., Zhang, D., ... & Liu, Y. (2015). Study on theories and methods of Chinese food waste. *Journal of Natural Recourses*, *30*(5), 715–724.

[王灵恩, 成升魁, 刘刚, 刘晓洁, 白军飞, 张丹, ... 刘尧. (2015). 中国食物浪费研究的理论与方法探析. *自然资源学报*, 30(5), 715–724.]

chinaXiv:202104.00001v1

Wang, L. E., Liu, G., Liu, X., Liu, Y., Gao, J., Zhou, B., ... & Cheng, S. (2017). The weight of unfinished plate: A survey-based characterization of restaurant food waste in Chinese cities. *Waste Management*, *66*, 3–12.

Wang, X. Z., Niu, Y. G., & Li, W. (2015). Demarketing persuasion and face need: The role of construction level of appeal. *Contemporary Finance & Economics*, (7), 79–85.

[王新珠, 牛永革, 李蔚. (2015). 逆营销说服与面子需要: 诉求建构水平的作用. *当代财经*, (7), 79–85.]

Wang, Z. G., Liao, W. Y., & Zhang, W. S. (2018). Can "Clear Dishes" action reduce grain waste in universities and colleges?——Based on 237 questionnaires of students of universities and colleges in Beijing. *Agricultural Economics and Management*, *49*(3), 27–35.

[王志刚, 廖文玉, 张文胜. (2018). "光盘行动"能否减少餐桌浪费——基于北京高校 237 份大学生问卷调查. *农业经济与管理*, *49*(3), 27–35.]

Warde, A., & Martens, L. (2000). *Eating out: Social differentiation, consumption and pleasure*. Cambridge , England: Cambridge University Press.

Wen, Z. L., & Ye, B. J. (2014). Analyses of mediating effects: The development of methods and models. *Advances in Psychological Science*, *22*(5), 731–745.

[温忠麟, 叶宝娟. (2014). 中介效应分析: 方法和模型发展. *心理科学进展*, *22*(5), 731–745.]

Willer, R., Kuwabara, K., & Macy, M. W. (2009). The false enforcement of unpopular norms. *American Journal of Sociology*, *115*(2), 451–490.

Zhang, D., Lun, F., Cheng, S. K., Gao, L. W., Liu, X. J., Cao, X. C., ... & Yu, W. (2016). The phosphorus footprint and its environmental analysis for restaurant food waste: Taking Beijing as an example. *Journal of Natural Recourses*, *31*(5), 812–821.

[张丹, 伦飞, 成升魁, 高利伟, 刘晓洁, 曹晓昌, ... 喻闻. (2016). 城市餐饮食物浪费的磷足迹及其环境排放——以北京市为例. *自然资源学报*, *31*(5), 812–821.]

Zhang, P. P., Bai, J. F., Cheng, S. K., & Liu, X. J. (2018). Does information intervention affect food waste?——randomized controlled trials in catering industry. *Journal of Natural Recourses*, *33*(8), 1439–1450.

[张盼盼, 白军飞, 成升魁, 刘晓洁. (2018). 信息干预是否影响食物浪费?——基于餐饮业随机干预试验. *自然资源学报*, *33*(8), 1439–1450.]

Zhang, P. P., Bai, J. F., Liu, X. J., & Cheng, S. K. (2019). Food waste at the consumer segment: Impact and action. *Journal of Natural Recourses*, *34*(2), 437–450.

[张盼盼, 白军飞, 刘晓洁, 成升魁. (2019). 消费端食物浪费: 影响与行动. *自然资源学报*, *34*(2), 437–450.]

chinaXiv:202104.00001v1

The impact of normative misperception on food waste in dining out: Mechanism analyses and countermeasures

CHEN Sijing[1], PU Xueli[1], ZHU Yue[2], WANG Hao[1], LIU Jianwei[1]

([1] *School of Economics and Management*, *Zhejiang University of Science and Technology*, *Hangzhou* 310023, *China*)

([2] *School of Business Administration*, *Zhejiang Gongshang University*, *Hangzhou* 310018, *China*)

Abstract

Normative misperception refers to the cognitive bias between an individual's normative perception and people's true views of the behaviors or attitudes of others. The occurrence of normative misperception has been proven to be universal, and it occurs when people mistakenly estimate the benefit of a certain attitude and/or behavior.

Scholars have begun to draw on normative misperception to explain humans' social behavior. However, whether different types of norm misperception (behavioral vs. attitudinal misperception) have different effects on behavior, and whether different normative information (descriptive vs. injunctive normative information) diverges in alleviating the normative misperception and its influence on behavior remain unclear. We also ask whether the theory of impression management could be applied to normative misperception in exploring the psychological mechanism underlying its impact on behavior. The current study aims to address these issues with food waste in dining out as the target behavior.

Study 1 was a correlational study based a survey carried out among residents from six provinces situated in the western, central, and eastern regions of China. We measured the independent variables (behavioral misperception and attitudinal misperception), dependent variable (food wasting behavior during the most recent eating out), and mediators (three dimensions of impression evaluation: sociability, morality, and competence) with scales developed in previous literature. After excluding outliers and participants who failed the attention check question, we collected 957 valid data. In study 2, two two-factorial experiments (descriptive normative vs. non-normative information in experiment 1; injunctive normative vs. non-normative information in experiment 2) were conducted to test the effects of descriptive (injunctive) normative information on behavioral (attitudinal) misperception. We also ran bootstrap analysis separately for each set of data to determine the relationship among normative information, misperception, impression evaluation, and food wasting behavior.

The results of study 1 showed that participants tended to overestimate others' food waste and their approval of wasteful behavior, and both misperceptions had significant positive effects on food waste, implying that these misperceptions not only exist, but also promote people's food wasting behavior further. The t-test revealed a greater effect on attitudinal misperception as opposed to behavioral misperception on food waste. In addition, as speculated, the sociability dimension of impression evaluation mediated the relationship between both misperceptions and wasteful behavior, whereas the mediating role of morality and competence were not significant. In other words, because participants overestimated others' wasteful behavior and their degree of approval, they worried that being too economical in public might be considered as being stingy or indecent, and this worry further bred wasteful behavior. Study 2 confirmed the difference between the mechanisms underlying the two types of normative information: descriptive normative information reduced the behavioral misperception itself, creating a new normative perception among the participants and prompting them to switch from complying with the original norm (people generally waste food) to adhering to the new one (people's wasteful behavior is not as common as imagined), which mitigated misperception's negative effect on wasteful behavior. On the contrary, injunctive normative

chinaXiv:202104.00001v1

information did not decrease the attitudinal misperception itself but rather moderated the relationship between the misperception and behavior: misperception still existed, but its prescriptive power declined.

The findings of this study highlight the importance of considering the distinction between the two types of normative misperception in social norm campaigns, and suggest two possible ways of correcting people's normative misperception: providing descriptive normative information to decrease people's behavioral misperception and providing injunctive normative information to ameliorate attitudinal misperception's detrimental effect on behavior.

Key words normative misperception, social norm, food waste, impression management, descriptive norm, injunctive norm

chinaXiv:202104.00001v1

附录 1：自我/他人行为题项

请按同意程度对以下陈述打分，1 表示完全不同意，5 表示完全同意。（本调查中外出就餐指的是烹制与食用均发生于家庭环境以外的就餐行为，如餐馆、食堂、摊位、甜品小吃店和公司等场所。）

1. **我/大多数人**外出就餐时常常超量点菜。1 2 3 4 5
2. 在外宴请时**我/大多数人**习惯大操大办。1 2 3 4 5
3. **我/大多数人**外出就餐时很少会将剩余饭菜打包回家。1 2 3 4 5
4. 在外聚会时，**我/大多数人**会建议多点几个菜。1 2 3 4 5
5. 外出就餐时，**我/大多数人**经常剩菜剩饭。1 2 3 4 5

chinaXiv:202104.00001v1

附录 2：自我/他人态度题项

请按赞同程度对以下行为打分，1 表示**我/大多数人**完全不赞同，5 表示**我/大多数人**完全赞同。（本调查中外出就餐指的是烹制与食用均发生于家庭环境以外的就餐行为，如餐馆、食堂、摊位、甜品小吃店和公司等场所。）

1. 外出就餐时超量点菜。1 2 3 4 5
2. 在外宴请时大操大办。1 2 3 4 5
3. 外出就餐时很少将剩余饭菜打包回家。1 2 3 4 5
4. 在外聚会时建议多点几个菜。1 2 3 4 5
5. 外出就餐时经常剩菜剩饭。1 2 3 4 5

chinaXiv:202104.00001v1

附录 3：标签变量测量题项

请按同意程度对以下陈述打分，1 表示完全不同意，5 表示完全同意。

1. “在此期限前食用”表示从此日期起食品可能会危害健康，因此不应再食用。1 2 3 4 5

2. “-4℃到 0℃下保存 7 天”表示在冰箱冷藏室中的保质期限。1 2 3 4 5

3. “最佳保存日期”表示正确保存产品后，产品将保持其特定特性（例如，酸奶应保持乳脂状）的时间，产品在此日期之后仍可食用。1 2 3 4 5

chinaXiv:202104.00001v1

附录 4：预实验阅读材料

世界粮食计划署近日发出警告，今年有可能在全球范围内发生史无前例的粮食危机，它指出，若各种危机性因素得不到有效控制，今年饥饿人口将新增 1 亿 3000 万人，使饥荒边缘的人口暴增 1 倍，至 2.65 亿人。粮食计划署首席经济学家阿里夫·侯赛因指出，在也门、阿富汗、刚果民主共和国、布吉纳法索以及南苏丹约有 3000 万人依靠粮食计划署的帮助，但遗憾的是世界上仍存在较为严重的食物浪费。为更加有效地抑制食物浪费，尤其是消费端上的食物浪费，多个组织在全球范围内发起了“食物倡议”，①该倡议在推特、微博等全球各大社交平台引起了巨大反响，有学者最近对上述平台的用户留言进行了一项内容分析，结果显示：约 81.3%的留言表示自己在日常生活中有意识采取了种种措施来减少食物浪费。②该倡议在推特、微博等全球各大社交平台引起了巨大反响，有学者最近对上述平台的用户留言进行了一项内容分析，结果显示：约 81.3%的留言表示强烈赞同在日常生活中有意识地采取措施来减少食物浪费。③这些组织包括联合国粮农组织、联合国环境规划署、罗马俱乐部及多个国家的非政府组织，这些组织将通力合作，努力促成国际社会对食物生产与消费的共识，并缩小发达与发展中国家在这方面的差距。④该倡议在推特、微博等全球各大社交平台引起了巨大反响，对用户留言的内容分析显示：约 81.3%的留言表示自己在日常生活中有意识采取了种种措施来减少食物浪费，并且赞同他人在日常生活中也这样做。

注：划线部分为实验操作部分。句子①用于有描述性规范信息无命令性规范信息组；句子②用于无描述性规范信息有命令性规范信息组；句子③用于无描述性规范信息无命令性规范信息组；句子④用于有描述性规范信息有命令性规范信息组。四个句子均包含 88 个字。

chinaXiv:202104.00001v1

附录 5：浪费行为意向题项

请按同意程度对以下陈述打分，1 表示完全不同意，7 表示完全同意。（外出就餐指的是烹制与食用均发生于家庭环境以外的就餐行为，如餐馆、食堂、摊位、甜品小吃店和公司等场所。）

在以后的外出就餐中：

1. 我会尽量避免浪费食物。1 2 3 4 5 6 7
2. 我会吃完所有我点的菜。1 2 3 4 5 6 7
3. 我会尽量减少食物垃圾。1 2 3 4 5 6 7
4. 我会打包剩菜剩饭。1 2 3 4 5 6 7

chinaXiv:202104.00001v1

附录 6：实验 1 和 2 阅读材料

近日，联合国粮农组织在《粮食与农业状况 2019 报告》中提醒我们，世界上仍存在较为严重的食物浪费，而由中科院发布的《中国城市餐饮食物浪费报告》指出在中国也存在类似现象。为更好理解食物浪费，联合国粮农组织、联合国环境规划署和多个国家的非政府组织联合发起了“食物倡议”，①该倡议在推特、微博等全球各大社交平台引起了巨大反响，有学者最近对上述平台的用户留言进行了一项内容分析，结果显示：约 81.3%的留言表示自己在日常生活中有意识采取了种种措施来减少食物浪费。②该倡议在推特、微博等全球各大社交平台引起了巨大反响，有学者最近对上述平台的用户留言进行了一项内容分析，结果显示：约 81.3%的留言表示强烈赞同在日常生活中有意识地采取措施来减少食物浪费。③担任倡议顾问的科学家表示，生产 1 千克肉类产品需耗费 1.5 万升的水资源，即便是普普通通的大米，生产 1 千克通常也需消耗 1000 升水资源，因此，食物浪费还意味着大量宝贵的淡水资源也被白白消耗了。

注：划线部分为实验操作部分。句子①（描述性规范信息组）和③（无规范信息组）用于实验 1；句子②（命令性规范信息组）和③（无规范信息组）用于实验 2。三个句子均包含 88 个字。

chinaXiv:202104.00001v1